統計分析在果樹育種上的應用
Application of Statistics on Fruit Breeding

林國榮
Kuo Jong Lin

台東區農業改良場

摘　　要

近年來，統計分析在果樹育種的應用範圍已由質的性狀之簡單遺傳行爲分析，擴展至複雜之量的性狀之遺傳行爲分析，除平均值的比較及特殊情況下試驗資料的變形外，尙包括各性狀間的相關、迴歸、遺傳率、組合力及路徑分析等，本文以質及量方面之統計分析方法及實例加以說明，藉以提供果樹育種上之參考。

前　　言

目前，吾人所栽種的多數作物品種都是先民早期憑經驗選出來的優良品種，這些也是祖先所留給我們的最有價值的遺產；例如許多柑桔類的品種都是古時候的園藝技師選拔獲得的天然變異品種，並經過進一步利用雜交及誘變等技術育成不少新品種，但這些育種全部都是憑經驗及靠機會所獲得的結果，直到1900年孟德爾定律被證實以後，育種才逐漸走上科學的途徑。

在二次大戰以前，育種的基本理論以質的簡單性狀，如顏色、形狀等表現型可判然分類者爲主，但在二次大戰後（Hayman ,1954），統計遺傳學突飛猛進，使原本難於瞭解的數量性狀，逐漸獲得解釋，最初由動物而植物（Falconer, 1981），再由草本植物而木本植物，果樹遺傳育種的研究至此才有所進展。

大部份果樹爲多年生，與短期作物（如水稻、小麥、玉米及其他蔬菜等）不同，不但體積較大，又容易受年度、土壤等環境的影響，欲作遺傳育種上的統計分析勢必更加複雜，然而，最近

統計分析技術已大有進步，果樹育種上所遭遇的問題，也逐漸改善。

本文擬就果樹遺傳育種上常遭遇之實際問題，以國內外之實例加以討論，藉供果樹育種工作者之參考。

一、果樹性狀之遺傳特性

㈠質的性狀

質的性狀是指顏色、形狀、質地及其他由少數基因所控制的性狀，而其表現型可以判然分類者（湯，1967）。質的性狀並不限定只涉 1 或 2 個基因，其表現型之分級及選拔之困難，程度與量的性狀相近，所以，在無性繁殖的園藝作物進行質的性狀之選拔時，仍須建立子裔觀察。

㈡數量性狀

1.樹性：通常表現爲多數基因控制的連續性變異，如桃的隱性矮化基因dw，同質後可使樹體極端矮化，節間大爲縮短。

2.產量：在其構成性狀中有許多基因控制的數量性狀，如果重、果數等，也有由少數一、兩對基因控制的質量性狀，如單性花和完全花、雄性不孕性、自花不結實性等。作爲綜合性狀的產量和其構成性狀相比，產量遺傳力常顯著偏低（于1975a；1975b）；育種中常比較重視對產量影響較大的構成性狀之遺傳力，如對桃產量影響較大的單果重之遺傳力爲0.31，但產量本身之遺傳力僅0.08。

3.果實品質：由若干個相對獨立遺傳的性狀，如糖、酸、芳香物、果肉苦澀味物質（如單寧）、果肉質地及蛋白質、脂肪、醣等構成的綜合性狀。

4.果實形狀：柑桔果形的變化較小，但梨與蘋果則變化較大，爲數量性狀。

5.果實顏色：果實頻色主要由果皮、果肉和果汁等花青素種類及數量的分布所決定。

6.果實成熟期：由多數基因控制的數量性狀，一般而言，雜交種的成熟期呈連續性分佈。

二、質的性狀的遺傳行爲分析

在有性繁殖的園藝作物中選拔質的性狀，最重要的還是要掌握這些性狀的遺傳基礎，瞭解有關基因之性質、相互作用、連鎖、染色體交叉、細胞質作用及選拔世代中之分離，選拔才能事半而功倍。今設有 2 對基因Aa、Bb控制的質的遺傳性狀，在沒有基因連鎖的條件下，其F 2 世代之離比，將視下列情形而異：

㈠完全顯性基因（分離比9：3：3：1）：當A及B爲完全顯性時，而基因間之相互作用呈完全獨立者。

㈡互補基因（分離比9：7）最少須有1個A和1個B同時存在，才能表現出其所控制的性狀；而A-bb、aab-、及aabb等基因型則無表現。

㈢相加基因（分離比9：6：1）：A-B-的同時存在的表現，要比單獨的一個A或B存在例如 A-bb或aaB-强；而無A和B aa.bb則完全沒有表現。

㈣抑制基因（分離比13：3）：當B存在時，A之表現受到抑制；所以只有1個AAbb及2個 Aabb基因型有表現，其餘13個組合中，aabb基因型中因無A存在，所以無法表現，其他12個A的表現都受到B抑制也無法表現。

㈤重複基因（分離比15：1）：2對基因A-及B- 都有相似的表現,A-bb與aaB-之表現型相同，所以aabb隱性同接合基因型無表現。

質的性狀分離比符合度之測定：

質的性狀可以依賴卡方測驗，來測定其分離比之符合度，其公式如下：

$$x^2 = \frac{(\text{實在數}-\text{理論數})^2}{\text{理　論　數}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

其中實在數爲各類個體數；理論數爲由分離比的推估獲得的理論數目，今以光澤葉與正常葉雜交之藍莓的F_2世代爲例（蔣，1982），該分離族群內具正常葉者 206株，光澤葉者77株，合計283株。假如其由一個顯性基因控制，分離比爲3：1，則正常葉個體應有283×3/4＝212.25株，光澤葉個體應有283×1/4＝70.75株，根據上式計算卡方，結果如下表：

表1　正常葉×光澤葉藍莓雜F_2之分離

種　類	實 在 數	理 論 數	X^2
正 常 葉	206	212.25	0.184
光 澤 葉	77	70.75	0.552
和(總數)	283	283.00	0.736

按公式(1)計算正常葉之卡方爲（206-212.25）^{2}/212.25＝0.184，光澤葉之卡方爲（77-70.75）$_2$/70.75＝0.552，把二者的卡方加在一起，和爲0.184＋0.552＝0.736。根據卡方和0.736，來測定正常葉與光澤葉的分離比是否符合3：1的假定。表2自由度爲種類數減1，本例只有正常葉及光澤葉二類，故自由度爲1（如爲9：3：3：1的分離比，則個體分爲四類，自由度4－1＝3）；只要所計算的卡方小於下表該自由度的P＝0.05 的或然率值，就表示符合假定的分離比，實在數與理論數無顯著差異。本例卡方爲0.736，小於自由度爲1的或然率值 3.841，所以我們可以相信分離比是3：1，而光澤葉是由1個隱性基因所控制。如認爲206：77的分離比是

13：3，則計算所得之卡方爲13.293，大於自由度爲1的 3.841，不相符合；如果同時爲數個分離比計算卡方值，則所估之卡方值愈低，表示符合度愈佳。

表2　　值（P=0.05）

自由度	P=0.05	自由度	P=0.05	自由度	P=0.05	自由度	P=0.05
1	3.841	6	12.592	11	19.675	16	26.296
2	5.991	7	14.067	12	21.026	17	27.587
3	7.851	8	15.507	13	22.362	18	28.869
4	9.488	9	16.919	14	23.685	19	30.144
5	11.070	10	18.307	15	24.996	20	31.410

實例　蘋果種源抗白粉病之評估

Korban S.S. and D.F. Dayton Hort Sci.18(2) :219-220, 1983.

Ws"Golden Delicious"與12個種或雜交種交配獲得之後裔，在溫室內接種，進行篩選，經 X^2 test，說明M.A. 8及M.Sargent的抗白粉病特性均爲由單一顯性基因所控制。

table 3.Segregation of mildew noinfrected: infected apple seedlings from controlled crosses (made in Summer 1979, 1980. and 1981) evaluated in greenhouse tests of spring 1980. 1981. and 1982. respectively.

Progeny	No. of seedlings in Mildew Infected Classes: Non Infected 0	Infected 1	2	3	Total infected	Total Seedlings rated 0 evaluated in nursery 1981	Distributon of Seedlings in Nursery Test 0	1	2	3
1979										
G.Delicious										
×M.cumi calocarpa	7	5	14	26	45	7		5	1	1
×M.prunifolia ×anthocarpa	0	2	2	22	26					
×M.sargenti 843× sdlf	24	6	3	32	41	20	20	0	0	0
×M.A.8	24	2	12	14	28	17	15	1	1	
1980										
G.Delicious										
×M.A.16[y]	0	0	0	7	7					
×M.A.4[y]	0	0	4	4	8					
×N.A.1255[y]	0	1	12	14	27					
×M.prunfolia var.19651	0	0	2	96	98					
×M.Prunifolia microcarpa	0	0	3	51	54					
×M. baccata jackii	7	1	2	73	76					
1981										
G.Delicious										
×M. arrosanguinea	0	0	0	63	63					
×M. floribunda	0	0	0	13	13					

Mildew infection raing scale:0=complete each of infection:1=sporulation on one or 2 leaves:2=sporulation on more than 2 leaves:3=sporulation on both leaves and stems.

In all crosses. noninfected genetic dwarf seedlings observed in the greenhouse were not transplanted to the nursery for further testing.

量的變異

許多重要的性狀，例如產量、早熟、高度、生長勢、適應性及分枝性等，呈現連續性的變異，其遺傳是由多數基因所控制，每一個基因的作用雖然不大，但很多個基因累積起來，對同一個性狀就有顯著的影響(Briggs和 Knowles,1970）。數量遺傳的多數基因（multiple genes）觀念，爲今日最重要的遺傳學原理之一，經採用統計的方法以後，其內容更爲充實，對育種學的貢獻更大，其方法爲：計算平均數，標準差（σ）及變方（X^2）等，並進一步推估育種上具有應用價值的相關、迴歸、遺傳力及組合力等，可作爲果樹育種上重要的參考依據（Steel and Torrie , 1980）

(一)特性平均值間之比較

根據許多統計教科書，若變方分析中處理效應顯著，即選擇一種多重比較的方法來判斷那些處理平均值間有顯著的差異；而其中最常見的是Fisher的最小差異法（LSD）及 Duncan的多變域測驗法。果樹性狀某些特性之測度平均值常作比較表加以比較，但試項平均值間的差異顯著性測驗方法，運用上常發生浮濫情形，導致試驗結果的錯誤解釋，實在值得試驗研究工作人員的注意。

1.最小差異顯著測驗法

嚴格的說，僅適用於某試驗祇有兩試項參試平均值間的差異比較。如試驗有多個參試項及多個試項平均值間作所有可能配對的比較時，則不宜採用最小差異顯著測驗法，因其顯著性測驗之準確度較低。如參試試項數爲 5個時，所有可配對數有10個，試項數爲10個時，可能配對數爲45個，試項數爲15個時，其配對數爲105個，上述5個，10個及15個試項之所有可能配對比較，如採用 5%顯著水準之最小差異顯著測驗法比較，其試項最大平均值與試項最小平均值之差異顯著性，無法保持原定顯著性測驗之可信機率，事實上，在 5個試項時，其顯著性測驗眞正可信機率爲29%，10個試項爲63%及15個試項時爲83%，而不是5% 顯著水準，因此，凡是多個試項試驗進行平均值間所有可能之配對比較時，不宜採用最小差異顯著測驗法，而應採用Duncan氏之多變域測驗法較爲合理；但最小差異顯著測驗法可應用於每種處理與對照之差異比較，而不受參試試項數之限制，例如：

處理	A	B	C	D	E	F	CK
平均值(m.t./ha)	2.1	2.6	2.5	2.1	1.8	1.7	1.3
與對照之差異(m.t./ha)	0.8**	1.3**	1.2**	0.8**	0.5**	0.4	–

L.S.D. 5%=0.45 mt/ha, L.S.D. 1%=0.62 mt/ha

2.Duncan氏多變域測驗法：因參試試項數多時，應用最小差異顯著測驗法，試項最大平均值與試項最小平均值之差異，常容易顯著，使眞的測驗擬說被棄卻，Duncan氏爲保護眞的擬

說不被棄卻之機會，創立特定保護水準之多變域測驗法，此法適用於多個試項試驗之任何試項平均值間所有可能配對之差異比較，而仍能維持原定之測驗機率，但有些數量因子試驗資料，如肥料施用量、種植密度及灌溉水用量等等，試項平均值間比較，亦不適應用Duncan 氏多變域測驗法，例如下列試驗資料，若用Duncan氏多變域測驗法比較，不易獲得完滿的結論。

生長期（週）	4	6	8	10	12	14	16	18
莖葉乾物量（總量%）	24f	28e	35d	48b	44c	49b	51a	51a

因該試驗目的爲研究作物生長期與莖葉乾量之關係，如以生長期爲自變數，乾物量爲依變數，依其資料性質，可作二次曲線迴歸方程式之配合，即$Y=2.78+5.57x-0.168^2$，可求得在17.4週時，莖葉乾物重百分率最高爲51.3%，由此結果所得之訊息，比僅由應用Duncan氏多變域測驗作比較，更具有意義，因迴歸方程作成之反應曲線，若經變方析後得悉所求配的反應曲面函數在模式上沒有問題，並且能解釋的變異亦達顯著水準時，即表示「所有供試處理變級間」具有顯著的差異，毋須再進行多重比較，故可獲得更完滿的答案，由此亦可獲得瞭解，統計方法用得適當，所需的答案就能充分表現出來，方法用得不當，就無法得完滿的答案。

I.誤用Duncan's Multiple Range test 之實例：

Table 4. The effects of curing on the weight loss and percent decay and chilling injury in Ponkan orange store at 42°F and 85-90% R.H.

Treatments	Weight loss (%)	Percent decay after, month** 1	2	3	chilling injury after 3 month(%)
Curing 1 day	1.44	0.100ns	2.50ns	22.50a	35.00a
Curing 3 days	3.44	2.50	5.00	10.00ab	28.10a
Curing 5 days	5.12	0.10	0.00	7.50b	18.10b
Curing 7 days	7.45	5.00	5.00	5.00b	14.30b

** each figure is an average of four replication of 10 fruits within a coloumn any figure with different letter(a) are significantly different at 5% levels
中國園藝 23(6):302-307,1977.

Table 5. Effect of sucrose concentration in 1/4 MS basal medium on seeding growth of Phalaenopsis (white hybrid).

Sucrose conc. g/l	Total Dw mg	Leaf area cm^2	Leaf No.	Root No.	Shoot/Root ratio
10	4.8[c]	0.97[ab]	1.8[a]	1.5[a]	0.78
15	6.3[b]	1.01[a]	2.0[a]	1.6[a]	0.54
20	7.7[b]	1.00[a]	2.0[a]	1.4[a]	0.45
25	9.2	0.89[ab]	1.8[a]	1.5[a]	0.37
30	9.5[a]	0.81[b]	1.8[a]	1.7[a]	0.28

Note:Each date represents mean of 150 seedlings

中國園藝 34:296-297.

以上各例之處理屬連續性，故試據平均值間之比較，不適用Dancan氏多變域測驗法，而應改用相關（correlation）及迴歸（regression ）的測驗法，才能使所需探討的問題獲得更圓滿的答案。

II正確使用Duncan's Multiple Range test 之實例：

Table 6. Mean values for fruit measurements from spur and standard McIntosh at harvest and after storage. 1977 to 1980.

Strain	Red skin color (%)	Weight (g)	Firmness(N) harvest	Firmness(N) storage	Soluble solids(%) harvest	Soluble solids(%) storage	Coretluch (%)	Loss of firmness (N)
Dewar	64 b	199 b	64.6 b	49.9 b	11.0 b	11.0 b	15 b	14.7 c
Macspur	63 b	177 b	65.9 ab	48.3 c	11.0 b	10.7 c	8 c	17.7 a
Morspur	63 b	182 b	67.0 a	50.5 b	11.0 b	10.7 c	33 a	16.5 ab
Starkspur	71 b	182 b	66.7 a	50.4 b	11.2 b	11.3 a	17 b	16.4 ab
Standard	62 b	174 b	67.3 a	52.1 a	11.6 a	11.4 a	15 b	15.3 bc

* Mean separation in columns by Duncan's multiple range test. 5% level.

**Mekeriuk M. and W.D. Lane. 1983. HortSci 18(2)220-221

Table 7. Rabbiteye blueberry fruit size and quality measuremens.

Cultivar	Fruit size cc/berry	Soluble solids (%)	pH	Titratable acidity (ml)
Briteblue	1.31 a	10.8 c	3.3 a	11.2 b
Climax	1.36 a	13.1 a	3.5 a	9.5 b
Delite	1.32 a	11.4 bc	3.3 a	11.5 b
Southland	1.09 b	11.4 bc	3.2 a	14.2 a
Tifblue	1.20 ab	12.0 b	3.3 a	10.2 b
Woodard	1.29 a	11.8 bc	3. a	11.8 b

* Mean separation within columns by Duncan's multiple range test. 5% probability level.

**HortSci. 16(2):175-176. 1981.

Table 8. Influence of levels of N.X. and Na fertilization on growth of Tifblue blueberry (1979 and 1980 data).

Element conce (mg/liter)		Stem length (cm)	No. of stems	Plant dry wt' (g)
Nitrogen	Potassium			
25	20	199 ab	43	49 abc
	80	262 ab	45	53 ab
50	20	285 a	48	60 a
	80	191 ab	34	30 c
100	20	184 b	32	36 bc
	80	236 ab	46	48 abc
Sodium				
30		260 a	48 a	53 a
120		192 b	35 b	29 b

* Mean separation in columns within blocks by Duncan's multiple range test.5% level.

**HotSci Vol 18(2):223-224,1983.

三、試驗資料之變形

㈠變方分析所需之前提：

變方分析必須在一定前提下進行，方可完成其任務，其重要前提有下列4項：

1.變值必須爲逢機變值（Random Variates），其分布爲常態分布（Normal distribution）。

2.變異因子必須具有累加性（Additivity）。

3.變值的機差必須來自同一族群（Population），即機差必須是純質機差(Homrgeneity of experimental errors)。

4.各因子效應及機差發生的機會爲互相獨立（Idependence ），彼此間無相關存在。

㈡試驗資料之變形方法：

試驗資料的性質，如果有不適合變方分析法之前提，必須將原始試驗資料採用適合之變換法，使變值漸近變方分析所需前提，以符合擬說測驗原則，提高統計分析效能及正確表出試驗研究結果，因此試驗資料變形在統計分析中爲一重要技術，尤以計數（如蟲數）及百分數（抗病率、著果率、發芽率等）資料變值之變換技術更爲重要。試驗資料之變形方法，可分爲下列三種：

1.平方根變換（Square Root Transformation）

平方根變換適用於卜瓦松分布（Poisson distribution）；如所調查試區中，蟲害隻數及誘蛾燈每夜捕獲蟲數等可計數之記錄及變方大小隨平均值大小成比例而變之資料。此法變換先將原始資料各個變值開方，如原始資料記錄在0至10之間時，各個變值應先加1/2，而後再開方，即$\sqrt{X+1/2}$，然後進行各種統計分析及顯著性測驗。今舉例說明於下：

不同殺蟲劑處理防治梨蚜蟲試驗葉上生存之蚜蟲數記錄資料：

處理 / 區集	A	B	C	D	E	F	G
1	36	192	18	196	12	10	29
2	168	56	92	4	0	43	65
3	76	163	55	244	5	11	167
4	16	118	45	86	1	21	141
合計	296	529	210	530	18	85	452
平均	74	132.25	52.50	132.50	4.50	21.25	113

觀上表數值可知蚜數爲分立變值，發生猖獗時，理論上各區調查株上之生存蟲數可選無限多，經施藥後生存蟲數爲有限個，故生存蟲數具備 X瓦松分佈性質，可用$\sqrt{X}$及$\sqrt{X+1/2}$變換。今將各處理梨葉上生存蚜數X、及$\sqrt{X}$ 及$\sqrt{X+1/2}$等值之X、S^2及S 等介值列示如下:

處　理	X			$\sqrt{X}$			$\sqrt{X+1/2}$		
	$\bar{X}$	S^2	S	$\bar{X}$	S^2	S	$\bar{X}$	S^2	S
	74.00	4,539.3	67.3743	7.920	15.0315	3.8770	7.958	14.9070	3.8610
A	132.30	3,510.9	59.2528	11.243	7.8015	2.7931	11.268	7.7490	2.7837
B	52.50	937.7	30.6219	6.990	4.8619	2.2050	7.030	4.8035	2.1921
C	132.50	11,713.0	108.2266	10.223	37.3064	6.1079	10.270	36.7543	6.0625
D	4.50	29.7	5.4498	1.675	2.2518	1.5006	1.955	1.5862	1.2594
E	21.30	234.9	15.3264	4.405	2.4733	1.5727	4.468	2.4150	1.5540
G	113.00	2,386.7	48.8539	10.435	5.4310	2.3305	10.463	5.4042	2.3247
總平均	75.71			7.556			7.63		

觀上表知，處理之X平均其均方有呈正比例之趨向，而X與X＋1/2之處理平均與均方呈正比例趨向降低，也較能符合卜瓦松分佈之前提。

茲將X，X及X＋1/2等三種變值資料作兩向變方分析所得結果如下：

變　因	自由度	X		X		X＋1/2		理論F值	
		均　　方	F　值	均　方	F　值	均　方	F　值	5％	10％
區　集	3	2,736.0952		7.7331		7.2856			
處　理	6	10,927.2024	3.18*	49.3006	4.37**	47.2535	4.27**	2.66	4.01
機　差	18	3,437.6786		11.2376		11.0559			
相　對 效率％		100％		304.7％		315.9％			

上表中相對效率（Relative efficiency）係以X變值作爲基礎計算，轉換 X之相對效率爲

$$：REf = \frac{(CV_1)^2}{(CV_2)^2}$$

$$(CV)^2 = \frac{M\ S\ E}{(全試驗總平均,Y)2}$$

$$(CV_1)^2 = \frac{3,437.6786}{(75.71)} = 0.5997,\ (CV_2)^2 = \frac{11.2367}{(7.556)^2} = 0.1968$$

$$REf = \frac{0.5997 \times 100}{0.1898} = 304.73\%$$

而轉換值X＋1/2之相對效率爲

$$REf = \frac{0.5997 \times 100}{0.1986} = 315.98\%$$

在以上三種變值中，以X＋1/2變換值之相對效率爲最大，爲本資料適當之變換值法。如處理之Ｆ值顯著時，可用鄧肯氏多變域測驗（Duncan's Multiple Range Test）或最小顯者差異測驗（Least significant test）測定處理效應間之差異，測定後應將平均值再變換成爲原資料之平均較爲適宜，並在平均值上端標註差異顯著之符號或字母。

實例：

Table 9. Average number of Hlinoia pepperi aphids found per 5 young leaf shoots on blueberry cultivars at Grand Juncition. Michigan.

	Avg. no. aphids/5 ypung lesf shoots					
	July 23 1980	August 6 1980	June 11 1981	June 24 1981	August 1981	16Cultivar Mean
Bluejay	1.9 a	3.0 a	2.1 a	1.2 a	1.2 a	2.0 a
Northland	2.2 ab	6.7 bc	2.7 ab	1.1 a	1.1 a	3.1 ab
Bluetta	3.0 ab	4.7 a	3.4 ab	2.1 a	2.1 a	3.3 ab
Bluehaven	3.2 ab	5.3 b	4.6 d	2.6 a	2.6 a	3.9 ab
Blueray	2.2 ab	8.9 cd	4.0 ab	1.9 a	1.9 a	4.2 b
Elliot	4.0 b	3.6 ab	8.4 cd	7.1 c	3.3 ab	4.8 b
Earliblue	2.9 ab	3.0 a	10.5 d	5.1 bc	3.9 b	5.1 b
Collins	3.6 ab	4.7 ab	8.5 cd	4.1 b	4.3 b	5.3 b
Berkeley	2.0 ab	5.9 bc	7.9 c	5.5 bc	5.8 bc	5.4 bc
Ruble	2.6 ab	9.2 c	5.6 b	7.9 c	5.6 b	5.7 bc
Bluecrop	2.6 ab	7.4 c	10.0 d	6.5 c	4.0 b	6.0 bc
Spartan	3.3 ab	7.4 c	6.0 b	4.7 bc	8.0 d	6.2 c
Darrow	2.7 ab	2.7 a	16.5 f	5.5 bc	5.7 bc	6.9 c
Lateblue	2.9 ab	7.8 c	8.4 cd	7.9 c	4.9 bc	7.4 c
Coville	2.9 ab	7.1 bc	13.2 e	2.2 a	7.7 d	7.7 c
Jersey	2.5 ab	10.6 d	11.5 d	8.2 c	6.5 c	8.0 c

Mean separation by Duncan's multiple range test.5% level

資料經X＋1/2變換後再分析

Hancock,et. al 1982 Hort Sci 17(3):362-263. 1982

2.對數變換（Logarithmic transformation）：

對數變換適用於變方與平均有二次曲線關係存在之變數或在試驗中試項平均與標準機差成比例增加趨向之資料，或變值的成分無累加性時用之，如所調查每株或單位面積之蟲數及卵數等，此項變換即將變值轉變爲對數，而後進行變方分析及顯著性測驗，但當變值(X)在0至10之間時，未變換前，應將變值＋1 ，再行變換進行統計分析，資料經此變換，可使試項機差變方穩定，同時變換值之各項效應具備累加性質。今舉例說明對數變換如下：

設有不同藥劑濃度處理所調查每區柑桔上紅蜘蛛之生存幼蟲數及變換成Log x 後之資料如下表：

變數種類 處　理 區　集	X				Log x			
	A	B	C	D	A	B	C	D
1	88	346	371	1364	1.94	2.54	2.57	3.13
2	119	111	971	947	2.08	2.05	2.99	2.98
3	45	233	626	512	1.65	2.37	2.80	2.71
合　計	252	690	1968	2833	5.67	6.96	8.36	8.82
平　均	84	230	656	941	1.89	2.31	2.79	2.94
變　域	74	235	600	852	0.43	0.49	0.52	0.42

茲計算各處理X及Log X等值之平均，S2及S等介值與用此兩種變數經巴氏X2 法測驗處理均方純度所得結果列示如下表：

處　理	X			Log X		
	平均	S^2	S	平均	S^2	S
A	84	1,318.0	37.16	1.89	0.0481	0.2193
B	230	13,813.0	117.53	2.32	0.0619	0.2488
C	656	90,675.0	301.12	2.79	0.0443	0.2105
D	941	181,503.0	426.03	2.94	0.0453	0.2128
總平均	7.35			2.48		
X^2 值	7.35			1.34		
顯著 X^2 值	(df=3, P= 5%) = 7,815 (df=3, P= 10%) = 11.341					

觀上表可知，X之平均與S有成比例增加之趨勢，但經對數變換後，其結果平均與 S便無連繫現象，經巴氏X^2均方純度測驗，X與Log X、X^2雖均不顯著，但(X)未經對數變換者X^2大於Log X。

今以上述兩種變數作變方分析其結果如下表：

變因	自由度	X 均方	X F值	LogX 均方	LogX F值	理論F值 5%	理論F值 10%
區集	2	45,969.75		0.0314			
處理	3	462,792.75	5.75*	0.6739	12.11**	4.76	9.78
相差	6	80,467.42		0.0561			
相對效率%		100%		386.51%			

由上表結果得悉，未經對數變換者處理間F值爲顯著，而經對數換者處理間F值爲極顯著，且經對數變換者，其相對效率亦比未變換者爲高，故此資料適合用對數變換。

對數變換在抗病育種上之應用：

Table 10 Mean numbers of Pratylenchus penetrans per gram of root in 14 red raspberry and related Rubus genotypes in 1985 greenhouse trials.

Genotype	1985 Arithmetic	1985 Transformed[z]	1984 Arithmetic	1984 Transfomed[z]
SCRI 78210	3706	3.50 a	2524	3.34 ab
Williamette	3194	3.30 ab	4973	3.66 a
ORUS 769	2151	3.28 ab	1599	3.12 bc
EM 3909/4	2069	3.21 b		
Summer	1977	3.19 b	1847	3.00 bc
Haida	1646	3.17 b		
Kanata-B	1797	3.15 bc	1088	2.97 bc
BC 74-12-42	1829	3.15 bc		
BC 74-10-81	1926	3.08 bc		
Creston	1272	3.01 bcd	1597	3.07 bc
Nootka	934	3.86 cd		
Dalhousie Lake	818	2.84 cd	744	2.80 c
ORUS 1308	648	2.74 d	1402	3.03 bc
Rubus crataegifolius (Japan)	537	2.71 d	839	2.92 c
Jokgal			1206	3.05 bc

* Data transformed to $\log_{10}(X+1)$for analysis.

**Mean separation within each test is based on Duncan's range test at the 5% level.

HortSic vol.(21(6) 1435-1437 1986

3.逆正弦函數或角度變換（Arcsin or Augular Transformation）：

逆正弦函數或角度變換適用於二項分布（Binomial Distribution ）之成數資料，此項變換有C.I. Bliss氏之轉化百分數爲角度表可供查用，如百分數爲0及100時，可分別以1(4n)及[100-(4n)]來替代後再行變換，n爲單位數，根據多數試驗資料分析之實際經驗，凡(1)：百分數爲計數之比率資料，如著果率、發芽率等，係由計數之比率而算得，宜用角度變換，非爲計數比率資料，如蛋白質量%等，則不以角度變換，(2)：百分數資料之變域爲30%－70%時，無需變換，(3)：百分數資料之變域在0-30%或70-100%，亦適合用平方根變換。

角度變換在育種上應用之實例：

今設調查 6 個柑桔品種受潛葉蠅爲害及爲害率轉變爲角度之資料如下：

品種代號	爲害率 %						角度					
區集	A	B	C	D	E	F	A	B	C	D	E	F
1	19.3	10.1	25.2	14.0	3.3	3.1	26.1	18.5	30.1	22.0	10.5	10.1
2	29.2	34.7	36.5	30.4	35.8	9.6	32.7	36.1	37.2	33.3	38.6	18.0
3	1.0	14.0	23.4	7.2	1.1	1.0	5.7	22.0	28.9	15.6	6.0	5.7
4	6.4	5.6	12.9	8.9	2.0	1.0	14.6	13.7	21.0	17.4	8.1	5.7
總計	55.9	64.4	98.0	60.3	42.2	14.7	79.1	90.3	117.2	88.3	61.4	39.5
平均	14.0	16.1	24.5	15.1	10.6	3.7	19.8	22.6	29.3	22.1	15.4	9.9

今將爲害率及角度等值之平均及均方等介值及經巴氏X^2測驗各種變值處理均方純度之結果如下：

處理	爲害率（%）		角度	
	平均(X)	均方(S^2)	平均(X)	均方(S^2)
A	14.0	162.0	19.8	144.0
B	16.0	165.6	22.6	92.9
C	24.5	93.4	29.3	44.0
D	15.1	110.0	22.1	63.3
E	10.6	284.2	15.4	27.9
F	3.7	16.6	9.9	33.6
總平均	14.0		19.9	
X^2	4.64		3.28	

顯著 X^2 值　$X^2((df=5, P=\ 5\%\ ))=(\ 11,070\ )$；$X^2((df=5, P=\ 10\%\ ))=(\ 15.056\ )$

由上表分析結果，兩種變數之均方純度測驗均不顯著，但百分數之X^2大於角度變換之X^2，可知百分數經角度變換，可縮小處理均方純度測驗之X^2。

今將兩種變數之資料作變方分析結果如下表：

變因	自由度	爲害率% 均方	爲害率% F值	角度 均方	角度 F值	理論F值 5%	理論F值 1%
區集	3	671.6927		464.2862		2.90	4.56
處理	5	187.4574	5.86	177.1450	7.30		
機差	15	32.0023		24.2761			
相對效率%		100%		265.09%			

觀上表得悉，用角度變換之相對效率比未變換者爲高，品種間之F值亦提高，增加試驗變因效應測驗之敏感度，容易表出效應之顯著性，故本資料適合用角度變換。

其他轉角變換之實例：

Table 11.Estamated percentage of immature red fruit removed when force was sufficient to remove at least 80% of black berry ripe fruit.

Cultivar	Red fruit in harvest(%) Date harvested 29 July	7 Aug.	22 Aug.
Thomfree	23	30	47
Smooth stem	57	57	63
Dirksen	37	40	63
Black Satin		23	10

No ripe fruit in first harvest.

Hort Sci 23(1):120-123, 1988

Table 12 Plooen viability as indicatded by viability assays for fresh and reference (heat-killed) pollen of five Prunus species.

	Viable pollen grains (%)	
Assay	Fresh pollen	Reference pollen
CAR	94 a	93 a
ALX	92 a	92 b
TTC	70 b	1 c
AP	59 c	0 c
HO	57 c	0 c
MTT	49 d	0 c
NBT	43 e	0 c

Hort Sci, Vol, 24(2), April 1988

Table 13 Number buds per 20 shoots at given stage when frost occurred, percentage of flowers in the buds that produced fruit and percentage of damaged corollas at stages 5 and 6

	stage 4		stage 5			stage 6			stage 7	
Cultivar	No. buds	Flowers that fruited (%)	No. buds	Flowers that fruited (%)	Damaged corollas (%)	No. buds	Flowers that fruited (%)	Damaged corollas (%)	No. buds	Flowers that fruited (%)
Delite	15	63 ab	15	63 b	9 a	19	21 b	39 b	7	7 a
Woodard	11	43 a	14	52 b	8 a	19	27 b	42 b	19	12 a
Southland	8	78 b	21	72 b	7 a	33	77 d	22 a	7	44 b
Climax	8	67 ab	31	68 b	10 a	29	45 c	36 b	4	4 a
Tifblue	21	52 ab	11	10 a	0 a	10	1 a	32 ab	2	0 a

Mean separation within stages by modified Duncan's multiple range test. 5% level.

Gupter ,1983, HortSci 18(5):713-714

綜上所述，分析試驗資料，宜先研究資料性質，明瞭其屬於何種型別後，再選用適當之變換，並採用有效之方法，測驗經變更值均方之純度，均方純質則可進一步作變方分析，並檢定其相對效率，如均方爲純質或相對效率亦高時，則此資料之適於變換。同一種試驗資料，有時三種變換法均可應用，此時必須研究出最適當之變換。在同一種試驗資料中，可以用不同種變換法分析，從其均方純度測驗及所算出之相對效率比較之，以變換值經均方純度測驗X^2值最小，相對效率最大者，則爲最適合本資料之變換法。

四、相關及迴歸之利用

(一)性狀間的相關

在一個體的二個量的性狀間，往往可見到有相關關係，即一方的數量性狀大時，他方的數量性狀亦隨之大者，爲正的相關；一方大而另一方小者爲負的相關。

二性狀間的相關，可進一步區分爲下列三種相關：(1)遺傳相關，(2)環境相關，與(3)表現型相關。求取遺傳相關的方法是利用親子、兄弟的相關，但要注意，此時不是利用同性狀的，而是利用不同二性狀的變積（于，1975b），親子關係，用迴歸係數以求取遺傳相關時，可記憶下式:

$$r G_{12} = \sqrt{\frac{bo_1\ p_2 \cdot bo_2\ p_1}{bo_1\ p_1 \cdot bo_2\ p_2}}$$

$$= \sqrt{\frac{COV(0_1\ P_2) \cdot COV(0_2\ P_1)}{COV(0_1\ P_1) \cdot COV(0_2\ P_2)}}$$

與此相對應的表現型相關，是分別就親（P）與子（0）求取其表現型變方與變積，而求取其幾何平均：

$$r P_{12} = \sqrt{\frac{COV(0_1\ P_2) \cdot COV(0_2\ P_1)}{\sigma 0_1\ \sigma 0_2 \cdot \sigma P_1\ \sigma P_2}}$$

對於環境相關，無直接求取的公式，但可用下式求得：

求取
$$r G_{12} = (r P_{12} - r G_{12} \cdot h_1 \cdot h_2) / (1-h_{12})(1-h_{22})$$
$$h_{12} = 2COV(0_1\ P_1) / \sigma 0_{12}\ \sigma P_{12}$$
$$h_{22} = 2COV(0_2\ P_2) / \sigma 0_{22}\ \sigma P_{22}$$

再以上示$r P_{12}$，代入而求取。

㈡性狀間的迴歸

迴歸係數（Coefficient of regression ）是與相關係數同樣，是指示二個變量的關係的統計量，是從屬變量的變化量對於獨立變量的變化量的比率，以獨立變量爲y ，以從屬變量爲x，則x對於y的迴歸係數，是x與y的變積（Covariance）對於y的變方的比，符號爲bx.y。又如二個變量，何者爲獨立，何者爲從屬，不易判別時，則會有y對於x的迴歸係數by.x存在。即：

$$by.x = COV(bxy)/Vx$$

實例：用13個酸櫻桃品系估算8 個性狀間的相關結果列表如下：

Table 14.Correlation coefficients (r)between sour cherry characteristics across cultivars and selections.

Measurements	1	2	3	4	5	6	7	8
1.Weight	---							
2.Length	0.91**	---						
3.Cheek	0.95**	0.83**	---					
4.Suture	0.94**	0.80**	0.94**	---				
5.Puncture	-0.17*	NS	NS	NS	---			
6.Deformation	NS	NS	NS	NS	NS	---		
7.Fruit Removal Force	0.26**	0.23**	0.29**	0.26**	0.28**	-0.34*	---	
8.Soluble solids content	0.20**	NS	0.27**	0.25**	0.25**	NS	0.18*	---

NS---Not significant or significant at the 5% or 1% levels, respectively.

Brown, S.K. 1988. HotSci 23(5):882-884.

2個歐洲栽培種Schatten morelle 和English Morelle的果實比Miont morency 硬，由利用特性間的相關曾育出許多優良的商業品種。

實例：用 6個栽培種的cranberry 研究可抽出性花青素含量與果實大小間之關係，結果發現花青素含量與果重呈負相關，故選拔大果品系時，可增加產量但也同時降低花青素含量。(Vorsa N and Welker, E.V.1985. Hort Sci 20(3):402-403)

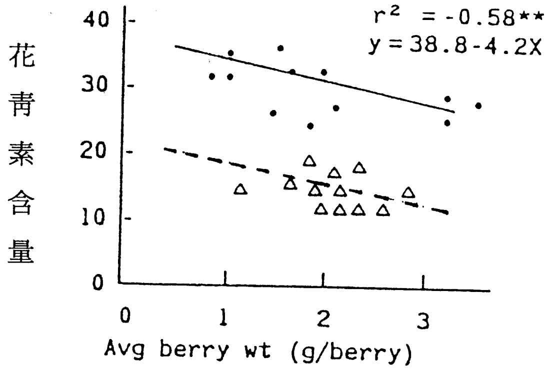


Fig. 1. Relationship between fruit size and TAcy for dark-(•)and lighr-(△) colored fruit of 6 cranberry culitivars.

例圖爲 6個品種中性狀間之相關及迴歸情形。

實例：番茄單爲結實性基因型在不同培養基上的胚珠生長

Table 15.Ovary size for flowers of 2 parthenocarpic and 2 nonparthenocarpic tomato genotypes after 0,6,12,18,and 24 days on nutrient medium.

	Ovary diameter(mm)				Ovary weight(mg)			
Days	PSET-1	Severianin	Walter	Flora-Dade	PEST-1	Severianin	Walter	Flora-Dade
0	3.0	3.4	3.0	3.0	7.2	12.3	8.6	9.2
6	5.2	6.3	4.1	4.2	59.9	91.7	23.8	27.5
12	8.3	8.1	5.4	5.3	207.8	157.3	68.3	58.7
18	8.7	9.3	5.2	5.1	259.8	266.5	63.6	58.8
24	9.3	10.4	6.9	7.2	270.4	331.1	135.6	151.2
				Significance				
Fvalue	L**,Q**	L**,Q**	L**	L**	L**,Q**	L**	L**	L**
b	0.27	0.28	0.15	0.16	12.1	13.5	4.90	5.37
r^2	0.89	0.95	0.92	0.90	0.98	0.99	0.97	0.88

The effecrs were linear (L)or quadratic (Q) at the 5%(*) level of significance b=linear regression coefficient.

五、遺傳率

量的性狀之表現型值，是基因型值與環境型值的綜合產物，故自表現型的大小或優劣，要正確判斷其有多少是由於基因型值，須要有一指標，這指標即稱爲遺傳率（Heritability）。所謂遺傳率，是遺傳變方對表現型值的變方的比，其定義如下：

$$h_B^2 = \frac{VG}{VP}$$

如變方項所示，基因型變方，可進一步劃分爲VA（累加性遺傳變方）、VD（顯性遺傳變方）VI（上位性遺傳變方）等，故遺傳率亦因成分如何，而有廣與狹義之分。上式是指廣義的遺傳率，下式則是狹義的遺傳率：

$$h_X^2 = \frac{VA}{VP}$$

但用於數量性狀的遺傳分析中的遺傳率，如上式所示，是指累加的基因值（育種價）對於表現型值的迴歸係數（Kempthrone and Tandon, 1953），故應說是狹義的遺傳率。

㈠利用變方分析法估算遺傳率：

多數果樹屬於異交作物，但異交作物不能由自交純系測量其環境變方，因爲自交純系之後代生長勢弱，對環境的反應不穩定，σ_E^2會偏大，估算的σ_G^2則會偏小，然而可由雜交產生的F1或無性繁殖的後代來測量環境變方。

實例1.

欲測定大葉種咖啡B與C二品種雜交所得之實生族群之遺傳變異，可將實生苗與二親的扦插苗混植如表16。每一親之扦插苗爲一營養系，代表 1個基因型，樹與樹間之表現型差異可用來估計環境變方，表中之數字爲咖啡漿果大小，把表中B品種的5株扦插苗，C品種的5株扦插苗及牠們雜交後所得的20株實生苗的漿果大小，分別計算平均數（$\overline{P}$、$\overline{B}$、$\overline{C}$）及變方:

$$\sigma_P^2\ (S_P^2) = \frac{\Sigma X^2-(\Sigma X)^2/n}{n-1} = \frac{7^2+5^2+3^2...-(7+5+3...)^2/20}{19}$$

$$= \frac{794-120^2/20}{19} = \frac{794\text{-}720}{19} = \frac{74}{19} = 3.90$$

$$\sigma_B^2\ (S_B^2) = \frac{(4^2+5^2+6^2+5^2+5^2)-(4+5+6+5+5)^2/5}{5-1} = \frac{127-125}{4} = 2/4 = 0.50$$

$$\sigma_G^2\ (S_G^2) = \frac{(8^2+6^2...)-(8+6+7...)^2/5}{5-1} = \frac{249-245}{4} = 1.00$$

σ_B^2與σ_G^2的加權平均＝(0.50＋1.00)/2＝0.75，此即爲環境變方σ_E^2；而總變方亦即表現型變方σP^2則爲3.90；因之，咖啡漿果大小的遺傳力爲：

$$h^2 = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_P^2} = \frac{\sigma_P^2-\sigma_E^2}{\sigma_P^2} = \frac{3.90-0.75}{3.90} = 0.81$$

此處遺傳的變方$\sigma_P^2 = 3.90-0.75 = 3.15$，比環境的變方0.75大了很多，所以選種（咖啡漿果大小）的希望很大。也就是說，遺傳率高的性狀易於選拔。

表16. 大葉咖啡ＢＣ二親及雜交後代漿果大小

<u>B4</u>	7	5	3	<u>C8</u>	4	7	7	<u>B5</u>	3
7	<u>B6</u>	8	7	<u>C6</u>	9	4	4	<u>B5</u>	<u>C7</u>
<u>C8</u>	7	6	<u>B5</u>	3	8	<u>C6</u>	7	9	5

P＝120/20＝6
B＝ 25/5 ＝5
C＝ 35/5 ＝7

2.由親子迴估算遺傳率（Bohren和McKean, 1961）

爲說明親代與子代身高遺傳的關係。將雙親及其子女平均身高原始資料列如下表（吋）

等級	1	2	3	4	5	6	7	平均
雙親	65.5	66.5	67.5	68.5	69.5	70.5	71.5	68.3
子女	66.7	67.2	67.6	68.3	68.9	69.5	69.9	68.2

以雙親身高平均值作爲水平軸（X）子女的平均身高作爲垂直軸（Y），即得子依親之迴歸線，則身高之遺傳率應爲：

$$h^2 = 0.83/1.50 = 0.55$$

此h^2實爲迴歸係數。如子女高與父母同，即子女與其平均之偏差和父母與其平均之偏差相同時其身高之遺傳率應爲：$h^2 = 1.01/1.0 = 1.0$。親子身高開係愈小，則迴歸線的斜度愈小，h^2也愈小。親子値間無關係存在時，迴歸線呈水平，$h^2 = 0$；既然遺傳率由迴歸係數而來，則利用表資料可得：

$$h^2 = byx = \frac{\Sigma xy - \Sigma x \Sigma y/n}{\Sigma x^2 - (\Sigma x)^2/n} = \frac{32765 - 497.5 \times 478.1/7}{32873.75 - (479.75 - (479.5)^2/7} = 0.5536$$

把遺傳率區分爲廣義的及狹義的，在實用上雖無多大價值Spraugue(1966)，但在育種計畫中，應盡可能加以利用，以協助數量性狀的選拔。育種田至少要做到每一小區的給與施肥完全相同，並有效地控制雜草及病蟲害，以求環境一致，這一點也十分重要。

實例2.

以桃和油桃的矮性砧（dw）之果實特性之遺傳率爲研究對象（Hansche, P.E. 1986 Hortsci 2(5):1193-1195）結果列如表1及表2。

Table 17 Peach fruit trait means and heritabilities estimated from 315 standard parents and 515 of their dwarf offspring.

Trait	Dw/dw parents X±STD	dw/dw offspring X±STD	h^2 ±STD
Soluble solids(%)	11.0±2.0	9.8±1.8	0.17±0.04
Sweetness	2.0±0.57	1.7±0.57	0.00±0.05
Flavor	2.1±0.68	1.5±0.58	0.06±0.04
Blush amount	2.7±0.85	1.5±0.58	0.19±0.06
Polish	2.7±0.55	2.3±0.68	0.00±0.05
Weight(g)	109.5±29	137±42	0.50±0.06
Firmness	2.7±0.86	2.8±0.88	0.07±0.04
Ripe date	213±13	217±16	0.79±0.04

Sweetness flavor, blush, polish, and firmness evaluated by scoring

Table 18. Nectarine fruit trait means and heritablilities estimated from 99 standard parents and 154 of their dwarf offspring

Trait	Dw/dw parents X±STD	dw/dw offspring X±STD	h^2 ±STD
Soluble solids(%)	13.8±2.5	11.3±2.5	0.35±0.07
Sweetness	2.1±0.63	1.8±0.72	0.19±0.09
Flavor	2.3±0.75	1.6±0.61	0.16±0.06
Blush amount	3.4±0.67	3.3±0.98	-0.05±0.12
Polish	1.7±0.45	2.1±0.72	0.24±0.13
Weight(g)	97±21	108±26	0.20±0.10
Firmness	2.8±0.76	2.9±0.75	-0.01±0.08
Ripe date	212±11	216±16	0.74±0.10

Sweetness, flavor, blush, polish, and firmness evaluated by scoring

綜合以上結果：矮性桃及油桃之可溶性固形物，風味及皮色之遺傳率較高，可經由3－4次的混合選拔方法達到改進品質之目的，但果重、果實硬度及成熟期似乎不受矮性基因的影響。

實例3.

林榛子去殼取仁之遺傳率研究

(Mehlenbacker, S.A. nnd D.C. Smith, 1988, HortSci. 23(6):1053-1054.

以 951個實生苗代表62個親本組合的後代族群，利用親子迴歸的方法測得去殼難易度的迴歸方程爲：Y＝1.83＋0.48X即遺傳率爲h^2 ＝ 48%，此種中高度的遺傳率顯示由後裔中進行選拔獲得容易去殼品系的機會很大。

實例4.

桃子抗潰瘍病之遺傳率研究

(Chang, L.S.G. Adams and A Iezzoni, 1991. HortSci 26(1):60-62)

利用親子迴歸法估算桃子之抗潰瘍病（Canker）之遺傳率結果h^2 ＝ 0.72，顯示在桃的不同遺傳型族群中選拔獲得抗潰瘍病品種的機會很大，由遺傳率的研究可提高育種的效率。

實例5.

梨果實品質的數量遺傳分析

Bell, R.L. and J. Janick, 1990 J. Amer. Soc Hort. Sci 115(5)829-834.

以99個品系（或栽培種）作爲研究群族，其中43個爲親本，56個爲雜交種，再作 271個配對雜交，得到2754個小苗，對果實品質性狀之遺傳行爲加以研究。

以親子迴歸法估算5 個品質性狀之遺傳率結果下表：

Table 19 Heritability estimates for fruit quality traits, computed by unweighted and weighted regression, for all progenies and by species cross.

Regression mithod	Flavor		Grit		Texture		Russet		Appearance	
and population	h^2	SEh^2	h^2	SEh^2	h^2	SEh^2	h^2	SEh^2	h^2	SEh^2
Unweighted individual										
scores All progenies	0.25	0.03	0.57	0.03	0.30	0.03	0.51	0.02	0.17	0.03
Unweighted family means										
All progenies	0.21	0.02	0.54	0.03	0.30	0.02	0.52	0.02	0.18	0.02
Species crosses										
comnunis × comnuuis	0.06	0.04	0.48	0.06	0.14	0.04	0.51	0.03	0.18	0.04
comnunis × comnuuis Pyrifolia	0.23	0.04	0.54	0.04	0.31	0.04	0.57	0.04	0.21	0.03
comnunis × unknown	0.33	0.34	0.73	0.05	0.39	0.06	0.39	0.05	0.07	0.04
comnunis-pyrifolia × comnunis-pyrifolia	0.08	0.06	0.55	0.08	0.16	0.05	0.94	0.10	0.27	0.08
comnunis-pyrifolia × unknown	0.23	0.06	0.93	0.24	0.95	0.12	0.52	0.11	0.38	0.07
unknown × unknown	0.53	0.05	0.43	0.06	0.35	0.07	0.67	0.10	0.33	0.02

SEh^2 is the standard error of the estimate of heritability.

表中顯示砂細胞（Grit）含量及叢狀果皮（Russet）皆爲中度以上遺傳率性狀，所以，育種選拔上應Grit及Russet二性狀爲考慮對象。

六、組合力分析法

全互交法（李，1990；葉，1979）就是一組基因型（個體自交系、品系或栽培種等）間所有可能組合之雜交第一代（包括自交與正反交）可用於研究同質體（如番茄）或異質體（如果樹）的遺傳構成（Hayaman,1954）、一般組合力（GCA）及特殊組合力（SCG）等之統計分析的方法。

一般組合力（SCA）指雜交組合中某一品系所表現的平均成績，特殊組合力（SCA）指某一雜交組合較該雜交組合之親本品系平均成績爲優或劣而言。

Griffing (1956 a;1956 b)及Hayman(1954)之分析方法最被廣爲運用。

實例1.木瓜抗根腐病之全互交分析（Mosqueda-Vayquey and Nakasone,1982）

用 5個抗性不同之木瓜自交系入全互交，獲得之罹病率經Arc Sin 轉角後，作變方分析，結果如表1．。

Table 20 Analysis of variance for Phytophthora palmtvora in papaya measured by transformed percent mortality in a diallel crossing design.

Soure	df	MS
Blocks	9	1.795**
Crosses	14	1.214**
GCA	4	3.666**
SCA	10	233*
Error	126	102

**Significant at 5%(*)or 1% (**)level.

GCA：SCA之均方比爲15.7顯示GCA比SCA更重要，即選拔時，由抗性親本的後裔中選獲具有抗病力後裔的機會甚大，用 Griffing (1956 b) 的方法進一步作變方成分之估計，獲得結果列如表2.。

Table 21 Estimates of GCA.SCA.environmental. additive dominance, genotypic and phyophthora palmivora root rot resistance in papaya.

variance component	symbol	Estimated variance for percent mortality in the transformed scale
General combining ability	σ^2 GCA	491±371
Specific combining ability	σ^2 SCA	131±60
environmental	σ^2	102±13
dominance	σ^2	131
additive	σ^2	981
genotypic	σ_G^2	1.112
phenotypic	σ_P^2	1.214
Narrow sense heritablility		0.81
Broad sense heritability		0.92

Griffing's relationshop among covariances(3) $\sigma^2 = 2\sigma^2$ GCA: σ^2 G$=2\sigma^2$ GCA$+$ σ^2 SCA; σ^2 d$=\sigma^2$ SCA;

σ^2 SCA; σ^2 p$=\sigma^2$ G$+\sigma^2$ C

(Mosqueda-Vayquey and Nakasone,1982) HorSci.vol.17(3).June 1982.

累加性遺傳變方佔遺傳變方的絕大部份，因此，在木瓜抗沓根腐病育種中由以抗病品種作爲親本的後裔中選得抗病品系的機率應該很大。

實例2.

梨果實品質的數量遺傳分析

(Bell, R.L. and J. Janick 1990. F. Amer, Soc. Hort Sci 115(5):829-834.)

以Gilbert (1969) 的方法估算一般組合力（GCA）和特殊組合力（SCA），結果如下：

Table 22 Summary of analysis of variance compoments(σ^2) of general(GCA) and specific (SCA)combining ability for fruit quality traits.

	Grit		Russet		Texture		Flavor		Appearance		Weighted total score	
Source	df	σ^2	df	σ^2	df	σ^2	df	σ^2	df	σ^2	df	σ^2
GCA	67	0.63**	67	0.59**	67	0.34**	67	0.18**	67	0.21**	67	28.33**
SCA	218	0.07*	218	0.07**	211	0.05*	207	0.04**	207	0.04**	207	2.36**
Residual	2259	1.47	2261	1.41	2179	0.72	2174	0.63	2261	0.84	2174	50.25

* **Variance components are significantly different from zero at $\alpha = 0.05$ and 0.01, respectively.

所有各性狀的一般組合力(GCA)與特殊組合力(SCA)皆達顯著水準，GAC爲SCA的 4.5至12倍，所以，對於砂細胞(Grit)及叢狀果皮(Russet)二性狀，只要基於本身的表現型來選拔即可，但對於風味質地、外觀及整個果實的品質則要本身表現型之外，同時，考慮兄妹配對家族的選拔。

實例27

紅莓果實硬度之遺傳力和親本選拔

(Barritt, B.H. 1982. Hort Sci 17(4):648-649)

運用Gilbert(1967)的方法分析一般組合力及特殊組合力，結果如下：

Table 23 Phemotypic and genotypic assessments of fruit firmness as compression for 10 raspberry parent clones in each of Field A and Field B.

Parent clone	Phenotypic assessment (compression force,g)^2	No.of seedlings	Genotypic assessment General combining ability parent value
	Field A		
Glen Isla	213 a	101(5)	105±4
Glen Prosen	242 a	85(5)	102±4
SHIR 6820/64	216 a	73(4)	95±5
Newburgh	137 b	64(3)	88±5
Meeker	157 b	85(5)	82±5
Haida	133 b	167(9)	71±3
Taylor	—	58(5)	70±5
Malling Admiral	121 b	103(5)	65±4
Malling Leo	165 b	57(4)	61±5
Sumner	163 b	89(5)	56±4
	Field B		
SHRI 6820/41	220 a	83(6)	107±4
Glen Isla	—	36(2)	102±5
Glen Prosen	197 a	63(3)	94±4
WSU697	159 b	41(2)	84±4
WSU737	165 b	62(4)	74±4
WSU684	152 b	43(3)	63±5
Meeker	140 bc	65(4)	62±4
WSU683	154 b	78(5)	56±3
WSU650	—	78(5)	53±3
WSU655	113 c	63(4)	51±3

Mean separation within fields by Duncan's multiple range test.5% level

No. of families in brackets.

±SE

Table 24 Analysis of variance for fruit firmness showing the significance of general(GCA) and specific(SCA)combining ability.

Source of variation	Field A df	Field A Mean square	Field A F	Field B df	Field B Mean square	Field B F
Additive parental effects(GCA)	9	118620	31.5**	9	81758	35.2**
Interactions(SCA)	15	9179	2.4**	10	10771	4.6**
Error(within familise)	2144	3768		1514	2320	

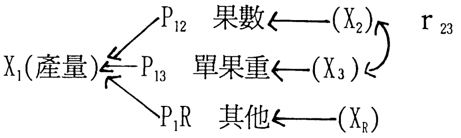
**Significant.P=1%

顯示：一般組合力（GCA）和特殊組合力（SCA)皆達顯著水準，GCA比SCA高，以Glen Isla、Glen Prosen、SHRI 6820/41，HDR shri 6820/64的果實較硬且親本之一般組合力值較高。

七、路徑分析

路徑分析對遺傳及育種上是將與複合性狀（例如產量）有關之若干統計介量作進一步之分析，以究明各性狀對產量之直接與間接影響（Li,1956 ），供育種之參考。

實例：某果樹之產量（X）是結果數（A）單果重（B）及其他剩餘因子（Residual ）所組成，吾人可用下圖表示彼此間之關係：



連絡原因與結果之線即稱為”路徑”

運用戴（1959）藉標準化迴歸後計算路徑係數的方法，對每一因果路徑求出一數字指數（即路徑係數），可找出各有關變數對效果變異性的直接影響程度，並利用該係數間的關係供作選拔上之參考。

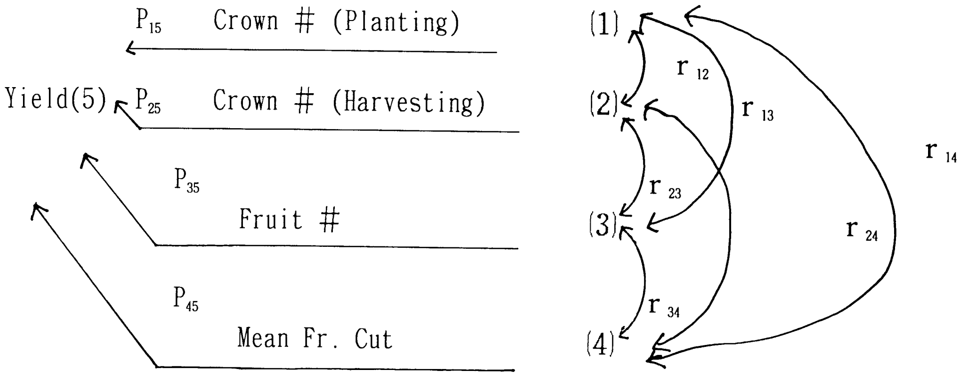
茲舉草莓之實例說明如下：

以12個草莓栽培種進行產量構成要素之路徑分析

Table 25 Path coefficients between yield components of 12 strawberry cultivars grown in matted rows. The components are:1=initial crown number/plot :2=crown at harvest/plot:3=fruit numbers/crown:4=mean fruit weight : and 5= total plot yield. Coefficients significant at 5% level are underlinde

Cultivar	Path coefficient									
	P12	P13	P14	P15	P23	P24	P25	P34	P35	P45
Badgerbelle	0.00	-0.40	-0.20	0.99	-0.64	-0.18	0.90	-0.63	1.44	0.51
Bounty	-0.21	-0.16	-0.30	0.85	-0.47	-0.51	0.05	-0.62	1.04	0.67
Delite	-0.67	-0.67	-0.28	1.13	-0.99	-0.46	1.35	-0.32	1.43	0.22
Earliglow	-0.71	-0.47	0.58	0.64	-0.99	1.35	0.67	0.76	1.14	0.14
Guardian	-0.50	0.33	-0.92	0.83	-0.78	-0.21	1.01	0.11	1.21	0.40
Holiday	-0.38	-0.19	-0.70	0.89	-0.58	-0.31	1.16	-0.40	1.11	0.51
Midway	0.01	-0.54	-0.36	0.56	-0.54	0.85	0.84	0.87	0.90	0.34
Raritan	-0.71	0.04	-0.71	0.83	-0.35	-1.00	1.00	-0.16	0.97	0.36
Redchief	-0.43	-0.52	-0.30	0.61	-0.99	-0.05	0.68	0.24	1.47	-0.06
Scarlet	0.15	-0.05	-0.76	0.53	-0.15	-0.14	0.67	0.57	1.17	0.58
Scott	-0.66	-0.70	-0.13	0.99	-0.75	-0.15	0.90	-0.15	1.14	0.45
Stoplight	-0.24	-0.64	-0.13	0.65	-0.52	-0.12	0.78	-0.28	1.26	0.38

Hlbreghts,E.E and C.M. Howand 1985. HortSci 20(3):415-416



產量與Crown #(P_{15})，final plant # (P_{25})及果數(P_{35})有明顯之關係存在，只有Bountry和Scarlet在果重與產量(P_{45})間之係數達顯著之水準，果數與產量間之係數(P_{35})只在Badgerbelle，Earliglow等品種呈顯著之水準，因此，在品種間產量組成成分之交感情形互異，也表示各品種在選拔時要達到高產量的途徑也不完全相同。

結　論

評估性狀應先了解其遺傳方式，如爲質之遺傳，評估較易且於短時間即可確認，如爲量之遺傳，則需較長時間且配合統計方法之使用。果樹雖然自種植至開花時間較長，但據估計，除產量外有多種性狀之遺傳率頗高，如大部份之遺傳變方爲累加性，因此，以最簡單之混合選種法已足以有效之選出優良品系(Hansche 1972;1986 a;1986 b)。除產量外，通常三年已足夠評估各品系之表現，並加以選拔，選拔時間因各種目標而異；於幼苗期，可選拔性狀如無刺、抗病蟲性、耐寒性；於營養生長期，部份果樹可依葉色，而預估果色及果實生育期時間等，於果實成熟期，選拔果實性狀，選拔時除運用遺傳率外，同時考慮性狀間的相關、迴歸及路徑關係，在進行選拔時，有相當大的幫助。

參考文獻

于景讓　1975　a 量的性狀的遺傳　科學農業　23(7.8):291-299。

于景讓　1975　b 量的性狀的遺傳　科學農業　23(9.10):373-382。

李成章　1990　全互交與組合力在育種上之應用，園藝作物育種講習會專刊　p.61-68。

戴喬治　1959　論路徑分析法　科學農業　7(9.10):184-191。

湯文通　1967　作物育種之原理與實施　台灣大學農學院　p.162-198。

葉相發　1979　全互交法在作物雜交育種上之應用　科學農業　27(5.6):147-152。

蔣明南　1982　園藝作物的變異及其選拔　科學農業　18(3):18-32。

Bell R.L. and J. Janick 1990 Quantitative gemetic analysis of fruit quality in pear. . Amer. Soc. Hort Sci. 115(5): 829-834.

Bohren, B.B and H.E. Mckean. 1961. Relative efficiencies of heritability estimates based on regression of offspring on parents. Biometrics.17(3):481-491.

Briggs, F.N. and Knowles, F.F. 1970. Introduction to Plant Breeding. Reinhold Publ . Corp. London.歐亞書局.

Brown S.K. 1988. Assessment of Fruit Firmnees in Selected Sour Cherry Genotypes. Ho- rtSci 23(5):882-884.

Daubeny , H.A. 1987 . A Hypothesis for Inheritance of Resistance to Cane Botrytis in Red Raspberry. HortSci. 22(1) :16-119.

Falconer, D.S. 1981. Introduction ot quantitative genetics. 2nd ed. Longman, London. Gilbert, N. 1967. Additive combining abilities fitted to plant breeding data. Biome- tries 23:45-49.

Griffing, B.1956 a. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing sys- tems. Austral. J. Biol. Sci.9:463-493.

Griffing, B. 1956 b. A generalised treatment of the use of diallele crosses in quantitative inheritance. Heredity 10: 31-50.

Gupton, C.L. 1983. Variability among Rabbiteye Blueberry Cultivars for Tolerance of Flowers to Frost. HortScience 18(5):713-714.

Hancock, J.F., N.L. Schulte, J.H. Siefker, M.P. Pritts and J.M.Roueche. 1982 Screening High busk Blueberry Cultivars for Resistance to the Aphid (Illinoi aperpperi) HortScience 17(3):362-363.

Hansche, P.E. 1986a. Heritability of fruit quality traits in peach and nectarine br- eeding stocks dwarfed by the dw gene. HortScience 21:1193-1195.

Hansche, P.E. and B. Boyton. 1986 b. Hertability of enzymatic browning in peach. HortScience 21:1195 -1197.

Hanscne, P.E., V.Beres, and H.I. Forde. 1972. Estimates of quantitative genetic properties of walnut and their implications for cultivar improvement. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 97:279-285.

Hayman,B.I.1954. The theory and analysis of diallel crosses. Genetics 39:789-809.

Kempthorne 0. and O.B. Tandon. 1953. The estimation of heritability by regression of offspring on par- ent. Biometrics 9:90-100.

L.I, C.C. 1956. The concept of path coefficients and its impact on population genet- Ics. Biometrics 12: 190-210.

Mehlenbacher S.A. and D.C. Smith 1988. Heritability of ease of Hazelnut pellicle Removal. HortSci 23 (6):1053-1054

Mosqueda-Vayquey R. and H.T. Nakasone. 1982. Diallel Analysis of Root Rot Resistance in papaya. HortSci 17(3): 384-385.

Sprague, G.F. 1966. Quantitative genetics in plant improvement. In:K.J.Frey (ed.). Plant ant Breeding. 315-354.歐 亞 書 局 .

Steel, R.G.D. and J.H. Torrie.1980. Principles and procedures of statistics. 2nd ed. McGraw-Hill. New York.

Vorsa, N. and W.V. Welker, 1985. Relationship between fruit size and extrac table anthocyanin ntho- cyanin content in cranberry. HortSci. 20(3):402-403.

Summary

Statistics was applied widely from qualitative to quantitative traits on fruit breeding. Comparisons among means was noticed for the use of multiple range test. The applications of correlations, regression, heritability, combining ability and path analysis were discussed.

討　論

張武男：能否說明在何種情行下分別採用 log、Arc Sin或 x加1/2開√ 轉換資料？

林國榮：假設此資料 log 要轉角時，其爲很大(幾萬個)的數目字，有些同一個調查裡有幾萬個也有一、二個，有時甚至是零，像這種情況，我們分佈相當不平均，那就必須用 log 這種方法，它是二項式分佈。如它是另外如Arc Sin 這類大部份都是百分率，譬如它是發芽率、著果率、或抗病率這類，即百分率的時候，我們常常用Arc Sin 轉角方式表示。像剛才顏昌瑞博士所言，有時它調查是零、有時是10，這個 0 至10之間差異很大，差異很大譬如訂第一級抗病率、第二級抗病率、第三級抗病率，我們訂到10級，這個資料一下來的時候差很多，我們就用加 1/2 開√或不加1/2開√，那要看相對效率如何，相對效率差不多我們用不加1/2也可以。

阮素芬：有一次我們在討論之時覺得同樣罹病率之測定用ＭＲＴ好像沒用ＬＳＤ來的合適？

林國榮：ＬＳＤ常常用的是二個Ａ與Ｂ之比較，Multiple Range test 是整個一起來比較，那要看那一種情況，譬如我們在大部份試驗用到多變異之分析就是將所有因素考慮進來。例如：10個品種一起比較就非用Ａ和Ｂ比較、Ｃ和Ｄ比較。兩兩之間之比較才用ＬＳＤ。若你的處理之品種非常單純那用ＬＳＤ比較容易達到原來特性顯現出來。